

## МЕТОДИ І ЗАСОБИ НЕРУЙНІВНОГО КОНТРОЛЮ

УДК 621.396.6, 696.2

### ИНФОРМАЦИОННЫЕ ПРИЗНАКИ И РЕШАЮЩИЕ ПРАВИЛА ДЛЯ ОБРАБОТКИ РЕЗУЛЬТАТОВ ТЕРМОГРАФИЧЕСКОГО КОНТРОЛЯ

**В.А. Стороженко, С.Б. Малик, А.В. Мягкий**

*Харьковский национальный университет радиоэлектроники, пр. Ленина, 14, 61166,  
г. Харьков, тел (8-057) 70-21-345, e – mail: [fizika@kture.kharkov.ua](mailto:fizika@kture.kharkov.ua)*

*Розроблений підхід до визначення дефектності вузлів контрольованого обладнання, оснований на статистичній обробці результатів термографічного контролю. Запропоновані інформаційні ознаки і вирішальні правила для проведення обробки результатів контролю, що враховують ймовірність помилок першого і другого роду. Підхід апробований на газомоторних компресорах типу 10ГКН.*

*Разработан подход к определению дефектности узлов контролируемого оборудования, основанный на статистической обработке результатов термографического контроля. Предложены информационные признаки и решающие правила для проведения обработки результатов контроля, учитывающие вероятность ошибок первого и второго рода. Подход апробирован на газомоторных компрессорах типа 10ГКН.*

*An approach to determination of imperfectness of monitoring equipment knots is developed, which based on statistical treatment of thermographic control results. Informative signs and decision rules are offered for a leadthrough treatments of control results, taking into account probability of errors of the first and second kind. Approach is approved on the gas-engine compressors of type of 10GKN.*

Термография основана на измерении избыточного температурного поля, возникающего на поверхности объекта контроля вследствие его функционирования. Регистрация температурного поля производится с помощью специального прибора – тепловизора – в виде термограмм, позволяющих обнаружить локальные аномалии температурного поля на поверхности объекта контроля (ОК).

Чтобы связать эти температурные аномалии с показателями качества ОК, необходима обработка полученных термограмм, которая обычно осуществляется с помощью встроенного в тепловизор стандартного программного обеспечения. При этом задачами обработки является улучшение визуальной информативности термограмм, для чего используются различные палитры, фильтрация, выбор определенного температурного диапазона и т.д.

Однако такие методы обработки термограмм не позволяют решить задачу неразрушающего контроля - сделать заключение о соответствии ОК требуемому уровню качества, т.е. выявить скрытые дефекты.

Целью настоящей работы является создание метода обработки результатов термографического обследования, основанного на выборе соответствующих информативных признаков, построении эталона качества и формировании решающего правила для разбраковки ОК по результатам его сравнения с эталоном.

Рассмотрение этой задачи было проведено на примере конкретного объекта – газомоторного компрессора типа 10ГКН, используемого на ряде компрессорных станций Украины.

Важной особенностью этого ОК является наличие достаточного количества однотипных узлов, у которых температурные режимы эксплуатации весьма близки. Поэтому выявить предположительно дефектный узел можно в принципе путем сравнения термограмм этих узлов [1,2].

Однако, как показали результаты предварительных исследований [1,2], при этом сильно сказываются такие мешающие факторы, как: неточность позиционирования тепловизора при термографировании, неоднородность

поверхности по излучательной способности, наличие засветки от внешних источников.

Поэтому в настоящих исследованиях было предложено проводить сравнение не температурных полей, а их гистограмм [3], более устойчивых к влиянию помех.

В качестве примера на рис. 1 приведены гистограммы температурных полей передних пар нагнетательных клапанов компрессорных цилиндров.

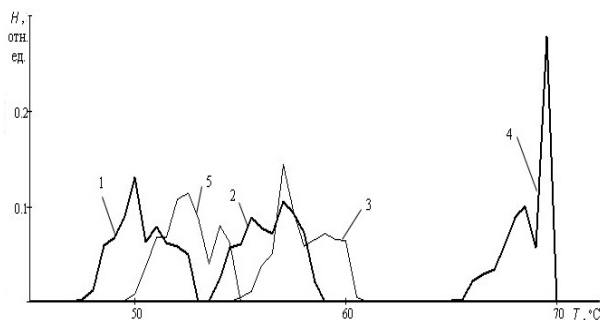
Из рис. 1 видно, что гистограммы отличаются друг от друга по следующим характеристикам: форма, размещение на оси температур и содержание фона (высота пика). Резкое отличие наблюдается для клапана №4.

Для количественного описания отличий между гистограммами предлагается ввести информативные признаки.

Признаком, учитывающим отличие гистограмм по форме, может служить конъюнкция, известная из теории анализа изображений [4]:

$$D1 = \sum_{i=1}^N |H(i) - H_{ref}(i)|, \quad (1)$$

где  $H(i)$  –  $i$ -ый элемент гистограммы анализируемой термограммы,  $H_{ref}(i)$  –  $i$ -ый элемент гистограммы эталонной термограммы,  $N$  – количество элементов разложения термограммы.



**Рисунок 1 – Огибающие гистограмм различных (1÷5) нагнетательных клапанов**

Причем, целесообразнее использовать модификацию этого признака – вычисление расстояния между гистограммами анализируемой и эталонной термограмм на основании поэлементного сравнения гистограмм с учетом соседних элементов [5], что позволяет уменьшить влияние более слабых различий. Для каждого элемента гистограммы вычисляется не одна, а три разности:

$$D1a = \sum_{i=1}^N \min \left( |H(i) - H_{ref}(i-1)|, |H(i) - H_{ref}(i)|, |H(i) - H_{ref}(i+1)| \right). \quad (2)$$

Информационным признаком, учитывающим отличие гистограмм по содержанию фона, может являться соотношение [6]

$$D2 = |\Pr(H) - \Pr(H_{ref})|, \quad (3)$$

где  $\Pr(H)$ ,  $\Pr(H_{ref})$  – значения максимального пика полученной гистограммы анализируемого и эталонного изображений.

Третьим признаком, учитывающим положение гистограммы на оси температур, может являться известный в математической статистике критерий Крамера-Уэлча [6], который рассчитывается по формуле:

$$D3 = \frac{\sqrt{nm}(\mu(X) - \mu(X_{ref}))}{\sqrt{n\sigma^2(X) + m\sigma^2(X_{ref})}}, \quad (4)$$

где  $\mu(X)$ ,  $\mu(X_{ref})$  – математические ожидания анализируемого и эталонного изображений;  $\sigma(X)$ ,  $\sigma(X_{ref})$  – среднеквадратические отклонения анализируемого и эталонного изображений;  $n \times m$  – размер изображений.

Для использования предложенных признаков (2)÷(4) при проведении разбраковки необходимо наличие эталона (термограммы заведомо бездефектного узла). На практике выделение такого узла на реальном ОК весьма проблематично, что приводит к выводу о необходимости виртуального эталона.

Такой эталон (эталонная термограмма) был получен усреднением термограмм однотипных узлов [8]. По этому принципу были получены термограммы для каждого типа узла компрессора.

Учитывая, что статистическая выборка, полученная по 5÷10 однотипным узлам, является малой выборкой, при формировании эталона были исключены недетерминированные выбросы.

Для формирования критериев дефектности по каждому из вышеизложенных информационных признаков ( $D1a$ ,  $D2$  и  $D3$ ) был проведен анализ их распределения, которые оказались близки к нормальному закону, а это позволило использовать для критерия дефектности правило «двух сигм» [9]:

$$(D1a)_i \geq \mu_{D1a} + 2\sigma_{D1a},$$

$$(D2)_i \geq \mu_{D2} + 2\sigma_{D2}, \quad (5)$$

$$(D3)_i \geq \mu_{D3} + 2\sigma_{D3},$$

где  $(D1a)_i$ ,  $(D2)_i$ ,  $(D3)_i$  – значения признаков  $D1a$ ,  $D2$  и  $D3$  соответственно для  $i$ -го контролируемого узла;  $\mu_{D1a}$ ,  $\mu_{D2}$ ,  $\mu_{D3}$  – их математические ожидания по всей совокупности проконтролированных узлов;  $\sigma_{D1a}$ ,  $\sigma_{D2}$ ,  $\sigma_{D3}$  – среднеквадратические отклонения признаков  $D1a$ ,  $D2$  и  $D3$  соответственно.

Апробация этих критериев дефектности на термограммах узлов ГМК 10ГКН показала существенные расхождения результатов разбраковки по каждому из них в отдельности. Например, по критерию  $D1a$  было забраковано 4 всасывающих клапана, а по критерию  $D3$  два из них были признаны годными.

Таким образом, использование только одного критерия из рассмотренных может вызвать появление значительных ошибок второго рода при разбраковке. Поэтому в качестве критерия дефектности целесообразнее использовать интегральный критерий подобия  $I$ . Этот критерий объединяет в себе оценку по всем 3 рассмотренным признакам ( $D1a$ ,  $D2$ ,  $D3$ ), которые являются практически некоррелированными между собой (расчет парных коэффициентов корреляции дал такие результаты:  $k_{D1a,D2} = 0,4$ ;  $k_{D2,D3} = 0$ ;  $k_{D1a,D3} = 0,1$ ).

Предложенный интегральный критерий  $I$  имеет вид:

$$I = (D1a^*)^2 + (D2^*)^2 + (D3^*)^2, \quad (6)$$

где  $D1a^*$ ,  $D2^*$ ,  $D3^*$  – стандартизованные значения признаков  $D1a$ ,  $D2$ ,  $D3$ .

Согласно [9] стандартизованные величины определяются соотношениями:

$$\begin{aligned} D1a^* &= \frac{D1a - \mu_{D1a}}{\sigma_{D1a}}, \\ D2^* &= \frac{D2 - \mu_{D2}}{\sigma_{D2}}, \\ D3^* &= \frac{D3 - \mu_{D3}}{\sigma_{D3}}. \end{aligned} \quad (7)$$

Поскольку распределение критерия  $I$  (6) является согласно [9] распределением «хи-квадрат» с тремя степенями свободы, то для

определения его критического значения при заданном значении доверительной вероятности (ошибки первого рода) можно использовать справочные таблицы этого распределения. В частности, для уровня ошибок первого рода  $\alpha = 0,05$  из [10] находим критическое значение  $I_{\text{крит}} = 7,81$ .

Таким образом, с учетом (6) и (7) для разбраковки узлов газоперекачивающих агрегатов решающее правило имеет условие:

$$I = \left( \frac{D1a - \mu_{D1a}}{\sigma_{D1a}} \right)^2 + \left( \frac{D2 - \mu_{D2}}{\sigma_{D2}} \right)^2 + \left( \frac{D3 - \mu_{D3}}{\sigma_{D3}} \right)^2 > 7,81. \quad (8)$$

Проведенные расчеты по (6÷8) указали на дефектность 6-ти узлов из 104 рассмотренных, т.е. максимальная ошибка первого рода составила  $\alpha = 0,06$ .

Ввиду отсутствия фактических данных о дефектности контролируемых узлов (для этого необходимо провести полную разборку компрессоров), оценить по полученным данным ошибку второго рода ( $\beta$ ) не представлялось возможным. Хотя известно [11], что между  $\alpha$  и  $\beta$  имеется взаимосвязь: чем больше  $\alpha$ , тем меньше значение  $\beta$  и наоборот.

Поэтому на дальнейшее можно сделать вывод, что в зависимости от производственных требований (минимизация ошибки какого рода важнее) критическое значение  $I$  в формуле (8) может корректироваться. В частности, если важна минимизация ошибки второго рода, то при расчете средних значений и среднеквадратических отклонений признаков  $D1a$ ,  $D2$ ,  $D3$  следует исключать из рассматриваемой выборки экстремальные (выходящие за интервал  $2\sigma$ ) значения этих признаков.

Результаты разбраковки узлов по решающему правилу (8) с учетом минимизации ошибки второго рода указали на дефектность 21 узла из 104 рассматриваемых. Это означает, что максимальная ошибка первого рода составляет 0,2; но значение ошибки второго рода минимизировано.

## ВЫВОДЫ

Результаты данной работы являются первым шагом на пути построения «термографической дефектоскопии» для различных типов оборудования, имеющих набор однотипных узлов. Действительно, разработанные информационные признаки, виртуальные эталоны и решающие правила для

определения дефектности узлов контролируемого оборудования позволяют использовать термографию не только для определения мест локальных температурных аномалий, но и для проведения разбраковки контролируемых узлов. Окончательный вывод о достоверности предложенного подхода может быть сделан после накопления достаточного фактического материала по результатам регламентных работ (разборки оборудования), но заложенная в решающее правило гибкость по минимизации ошибок первого или второго рода позволяет считать его дееспособным.

### Литература

1. Стороженко В.О., Саприкін С.О., Мешков С.М., Орел Р.П. Застосування термографії для діагностики технічного стану газоперекачувального обладнання // *Методи та прилади контролю якості*. – 2007. – № 18. – С. 7-9.
2. Стороженко В.А., Сапрыкин С.А., Мешков С.Н., Гарагуль А.А., Малик С.Б., Орел Р.П. Температурная диагностика газокompрессорных агрегатов ГМК 10ГКН термографическим методом // *Збірник тез доповідей 5-ої Міжнародної науково-технічної конференції «Сучасні прилади, матеріали і технології для неруйнівного контролю і технічної діагностики машинобудівного і нафтогазопромислового обладнання»*, м. Івано-Франківськ, 2-5 грудня 2008р. – С. 76-79.
3. Малик С.Б. Статистический подход к выбору критерия дефектности узлов силовых агрегатов по результатам термографирования // *Прикладная радиоэлектроника*. – 2008. – Том 7. – №4. – С. 224-226.
4. Шозда Н.С. Сравнительный анализ систем контекстного поиска изображений // *Наукові праці Донецького державного технічного університету*. Серія: "Інформатика, кібернетика та обчислювальна техніка", випуск 6. – Донецьк: ДонДТУ. – 1999. – С. 151-156.
5. Байгарова Н. С., Бухитаб Ю. А., Евтеева Н. Н., Корягин Д. А. Некоторые подходы к организации содержательного поиска изображений и видеоинформации. – М.: *Институт прикладной математики*, 2002. – 24 с.
6. Пономаренко Н.Н., Лукин В.В., Абрамов С.К., Зеленский А.А. Меры подобия изображений для поисковых систем // *Радиоэлектронные и компьютерные системы*. – 2007. – N2 (21). – С. 49-58
7. Новиков Д.А., Новочадов В.В. Статистические методы в медико-биологическом эксперименте (типовые случаи). – Волгоград: *Издательство ВолГМУ*, 2005. – 84 с.
8. Xavier P. V. *Maldague Theory and Practice of Infrared Technology for Nondestructive Testing*. - John Wiley & Sons, Inc., 2001, P. 684.
9. Robert L. Mason, Richard F. Gunst, James L. Hess *Statistical Design and Analysis of Experiments With Applications to Engineering and Science. Second Edition* - A John Wiley & Sons Publication, 2003 – 746 p.
10. Корн Г., Корн Т. *Справочник по математике (для научных работников и инженеров)*. – М.: Наука, 1978. – 832 с.
11. Кобзарь А. И. *Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников*. - М.: ФИЗМАТЛИТ, 2006. - 816 с.

Поступила в редакцію 27.03.2009р.

Рекомендував до друку докт. техн. наук,  
проф. Невлюдов І.Ш.